PARTS OF THE ORIGINAL DOCUMENT

ARE OF POOR REPRODUCTIVE QUALITY

CERTAINES PARTIES DU DOCUMENT ORIGINAL

SONT DE PIÈTRE QUALITÉ DE REPRODUCTION

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

MÉMOIRE D'ÉTUDIANT

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC, H3C 3J7

CRT-566

FORME FONCTIONNELLE ET EFFETS STRUCTURANTS DES RÉSEAUX DE TRANSPORT

par

Anne Mouls*

* Département de Sciences économiques.

Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures en vue de l'obtention du grade de maître es sciences (M.Sc.), dirigé par Monsieur Ulrich Blum.

Cette étude a été publiée grâce à une subvention du fonds F.C.A.R. pour l'aide et le soutien à la recherche.

Université de Montréal
Centre de recherche sur les transports - Publication #566
Septembre 1987

Dépôt légal - 2e trimestre 1988

ABSTRACT

We analyze the determinants of regional economic performance in West Germany with special emphasis on the importance of transportation infrastructure. We estimate production functions allowing the data to decide the functional form and the error term specification. The analysis includes production factors, tax data used as proxies for regional price systems, determinants of performance as well as factors of location and centrality. We find that the overall regional-economic importance of transportation infrastructure equals its average cost share in production. The functional form estimated tends to a Cobb-Douglas type. We use a method to compute bottlenecks in transportation infrastructure on a regional level and apply it to two examples.

Key-words: Production, transportation infrastructure, region, bottleneck, West Germany

RÉSUMÉ

Nous analysons des facteurs qui déterminent la performance économique régionale en Allemagne de l'Ouest, en portant une attention particulière au rôle de l'infrastructure de transport. Nous estimons des fonctions de production qui, à la fois, rendent compte de l'importance des variables, de la forme fonctionnelle, et qui incluent un terme aléatoire. Notre analyse comprend des facteurs de production, des variables de taxation interprétées comme systèmes de prix régionaux, des facteurs de performance économique et des facteurs de localisation et de centralité. Les variables de l'infrastructure de transport expliquent un pourcentage de la production régionale qui correspond à la proportion des coûts de transport dans la fabrication. La forme fonctionnelle estimée est du type Cobb-Douglas. Nous appliquons une méthode de mesure des goulots d'étranglement associés à l'infrastructure de transport dans deux comtés allemands.

Mots-clés : Production, infrastructure de transport, région, goulot d'étranglement, Allemagne de l'Ouest

ZUSAMMENFASSUNG

Wir analysieren die Determinanten der regionalen Wirtschaftskraft in Westdeutschland, wobei wir insbesondere die Verkehrsinfrastruktur berücksichtigen. Hierzu schätzen wir Produktionsfunktionen mit einem Verfahren, bei dem die Daten auch über die funktionale Form und den Störterm entscheiden. Berücksichtigt werden Produktionsfaktoren, Variablen der Wirtschaftskraft, Steuerdaten als Größen, die regionale Preissysteme beschreiben, sowie Standort- und Zentralitätsfaktoren. Die regionalwirtschaftliche Bedeutung der Variablen der Transportinfrastruktur in den Produktionsfunktionen entspricht dem durchschnittlichen Transportkostenanteil in der Güterproduktion. Die ermittelte funktionale Form entspricht der einer Cobb-Douglas Funktion. Wir berechnen, inwieweit die Transportinfrastruktur auf regionaler Ebene einen wirtschaftlichen Engpaß darstellt und zeigen dies anhand zweier Beispiele.

Schlüsselbegriffe: Produktion, Verkehrsinfrastruktur, Region, Engpaß, Westdeutschland

TABLE DES MATIERES

SOMMAIRE iii

REMERCIEMENTS v

LISTE DES TABLEAUX vi

LISTE DES GRAPHIQUES vii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I. PRESENTATION DU MODELE

1.1 Le modèle 3
1.2 Les transformations Box-Cox 4
1.3 L'hétéroscédasticité 6
1.4 Hypothèses sur la partie fixe et la partie aléatoire du modèle 7

CHAPITRE II. ALGORITHME D'ESTIMATION

2.1 Le logiciel L-1.2 9
2.2 La fonction de vraisemblance - analyse de l'hétéroscédasticité 10

CHAPITRE III. LES VARIABLES

3.1 Liste des variables, leurs significations, hypothèses sur leurs signes attendus 15

CHAPITRE IV. ANALYSE DES RESULTATS

4.1 Format de lecture 26
4.2 Signe, degré de signification et élasticité des variables 27
4.3 Analyse des différents modèles selon la fonction de vraisemblance 32
4.4 Analyse des paramètres de transformation λ 34
4.5 Coefficient de corrélation pseudo - R^2 35
4.6 Correction de l'hétéroscédasticité 35

CHAPITRE V. IMPACT DES INVESTISSEMENTS EN TRANSPORT SUR LA CROISSANCE REGIONALE

5.1 Mesure des goulots d'étranglements 36

CONCLUSION 43

ANNEXES vii

BIBLIOGRAPHIE xviii

SOMMAIRE

Le but de cette étude est d'analyser la croissance régionale en Allemagne de l'Ouest en portant une attention particulière sur le rôle des infrastructures en transport.

Nous avons utilisé les transformations de Box-Cox pour étudier la forme fonctionnelle de la fonction de production régionale en corrigeant l'hétéroscédasticité. Les données employées sont en coupe transversale pour l'année 1980.

Nos résultats montrent qu'à moyen terme, la production régionale est globalement stimulée par une augmentation des investissements privés, des profits de grandes compagnies, des activités tertiaires et de la densité de la population. L'impôt payé par les industries a également un lien très positif tout comme l'impôt foncier et l'impôt fédéral sur le revenu mais ces derniers dans une moindre mesure. Les régions situées à l'Est sont désavantagées par leur localisation.

Notre modèle confirme pour le chômage la théorie néoclassique à savoir qu'à une chute de la production correspond une augmentation du chômage. Les variables représentant les infrastructures en transport, des régions, expliquent environ 5% de la production régionale ce qui correspond au fait que les coûts de transports des produits manufacturés représentent généralement 5% des coûts de fabrication.

La mesure de l'impact des investissements en transport sur la croissance régionale met en évidence la présence de goulots d'étranglement en matière de routes principales dans le cas traité de la Ville de Pirmasens. Dans le Comté de Pirmasens, des goulots d'étranglement sont également présents en ce qui a trait à la quantité de marchandises transigées dans la région alors qu'il existe un excédent de capacité en routes principales.

REMERCIEMENTS

La réalisation de cet effort de recherche n'a pu se faire sans la collaboration de nombreuses personnes que je tiens à remercier.

Tout d'abord, je tiens à exprimer ma reconnaissance la plus sincère à *Monsieur Ulrich BLum* qui a bien voulu diriger cette étude lors de son année sabbatique, 1986-87, passée au Département de sciences économiques et qui a continué à le faire à partir de l'"*Institut für Witschaftspolitik und Wirtschaftsforschung*" de Karlsruhe. La patience et l'intérêt qu'il a manifesté tout au long de ce travail m'ont permis de mener à bien ce rapport qui a grandement profité de son expertise.

En second lieu, je tiens à remercier *Monsieur Marc Gaudry* pour avoir été le lecteur de ce rapport. Ses commentaires pertinents ont améliorés de façon substantielle la version finale de ce rapport.

Troisièmement, je dois souligner l'aide technique que m'a apporté *Monsieur Tran Cong Liem* sans qui la partie estimation eut été impossible.

Enfin, *Ginette Lantagne* a dactylographié le texte avec la qualité qui la caractérise.

LISTE DES TABLEAUX

TABLEAU I	Résultats des estimations	
TABLEAU II	Hypothèses sur la partie fixe du modèle	8
TABLEAU III	Données utilisées dans le calcul des goulots d'étranglements	39
TABLEAU IV	Calcul des goulots d'étranglements	40

LISTE DES GRAPHIQUES

GRAPHIQUE 1 Rendements à l'échelle croissants 33

INTRODUCTION

Trois types d'études peuvent être entreprises lorsqu'il s'agit d'étudier le développement des régions et l'importance du secteur des transports.

La méthode la plus souvent utilisée est celle de l'analyse input-output qui permet une interrelation entre les régions. Cependant, elle requiert la disponibilité de données de qualité suffisante, ce que tous les pays ne possèdent pas, y compris les pays occidentaux. Les estimations sont faites à l'aide d'un modèle linéaire limitatif au niveau des prévisions et qui rend impossible de faire des prévisions lors de changements structurels.

Une autre méthode consiste à faire des enquêtes auprès des entreprises[1] et à leur poser des questions spécifiques sur certains sujets. Dans une telle étude, existe le danger de surestimation des données recueillies.

La troisième méthode, que nous avons choisie, consiste à utiliser les données sous forme de coupe transversale qui permet d'expliquer une région du point de vue individuel, sans interrelation avec les autres.

---

[1]Voir à ce sujet: PLASSARD, F. (1977), "Les autoroutes et le développement régional".

Nous utilisons un modèle agrégé qui rend possible le calcul des taux marginaux de substitution pour une région et pour la moyenne des régions étudiées. Enfin, grâce à l'utilisation des transformations Box-Cox, la forme fonctionnelle utilisée est plus souple.

Nous nous proposons tout d'abord de présenter le modèle, puis l'algorithme d'estimation et les variables utilisées pour analyser ensuite les résultats avant de mesurer les goulots d'étranglements.

CHAPITRE I. PRESENTATION DU MODELE

1.1 LE MODELE

Nous présentons ici le modèle sur lequel nous nous basons pour trouver la forme fonctionnelle appropriée.

Pour expliquer la croissance régionale, nous devons tenter d'identifier les différents facteurs qui influencent son niveau. Plusieurs types de variables peuvent être nommées. Nous avons choisi de prendre celles utilisées par Blum (1982) que nous avons parfois légèrement modifié et auxquelles nous en avons ajouté d'autres. Blum met en avant un concept reliant la production régionale aux potentiels des inputs i.e. les équipements en facteur de production, immobiles à moyen terme, propres à une région. Ce concept nécessite que les inputs puissent être classés en deux groupes homogènes.

(1) les inputs à caractères disponibles seulement dans une région spécifique;

(2) les inputs qui peuvent être offerts par toutes les régions.

Nous pouvons répartir ces inputs dans les cinq grands groupes suivants -- les deux derniers étant présents pour les besoins de l'estimation:

- les facteurs de production;
- les autres facteurs économiques;
- les taxes;
- les ressources naturelles;
- la localisation et la centralité
- les compensations pour les variables quasi dummy;
- et cetera.

La variable production régionale (BIP) est donc expliquée par la régression

$$BIP = f(PF, AOF, S, NR, ZL, QDK, ET)$$

1.2 LES TRANSFORMATIONS DE BOX-COX

Généralement, en économique, lorsque nous effectuons des régressions, nous fixons la forme fonctionnelle reliant les variables explicatives à la variable dépendante. Cependant, de telles contraintes peuvent dans certains cas, être irréalistes. Les transformations Box-Cox utilisées dans cette étude, offrent une forme fonctionnelle souple qui laisse les données choisir elles-mêmes la structure mathématique de la fonction.

Nous avons le modèle suivant appelé "partie fixe":

$$(1) \qquad Y_t^{(\lambda_y)} = \beta_0 + \sum_k \beta_k X_{kt}^{(\lambda x_k)} + u_t$$

où $Y_t^{(\lambda_y)}$, $X_{kt}^{(\lambda x_k)}$ et $X_{mt}^{(\lambda e_m)}$ sont les transformations Box-Cox de Y_t, X_{kt} et X_{mt}.

En notant Y_t, X_{kt} ou X_{mt} : Z_t, nous obtenons:

$$(2) \qquad Z_t^{(\lambda_k)} \begin{cases} \ln Z_t & \text{si } \lambda = 0 \\ \dfrac{Z_t^{(\lambda_k)} - 1}{\lambda_k} & \text{si } \lambda \neq 0 \end{cases}$$

Ainsi, lorsque $\lambda_y = \lambda_1 = \ldots = \lambda_{1k} = 1$, nous obtenons le cas particulier d'une équation linéaire

$$(3) \qquad Y_t = \beta_0 + \beta_k X_k + u_t$$

Avec $\lambda_y = \lambda_1 = \ldots = \lambda_k = 0$, l'équation (1) tend vers une forme logarithmique.

Le modèle, en estimant la valeur des lambdas, libère les contraintes habituellement imposées à la forme fonctionnelle alors qu'il n'y a aucune raison de s'attendre à la linéarité plutôt qu'à la proportionnalité ou à toute autre valeur: racine carrée ($\lambda = 1/2$), deuxième puissance ($\lambda = 2$), etc.

1.3 L'HETEROSCEDATICITE

Une transformation de Box-Cox affecte simultanément la forme fonctionnelle du modèle de régression et la densité des erreurs résiduelles. Un moyen de contourner ce problème a été proposé par Gaudry et Dagenais (1979) et consiste à corriger l'hétéroscédasticité en même temps que l'on applique les transformations de Box-Cox. Bien que nous soyons conscient de ce problème, nous corrigeons l'hétéroscédasticité dans une seule équation et pour une seule variable.

Le modèle de l'erreur ou "partie aléatoire" est:

$$(4) \qquad u_t = \left[\exp\left(\delta_0 + \sum_m \delta_m X_{mt}^{(\lambda_{mm})}\right)\right]^{1/2} v_t \qquad \text{si } \lambda_u = 0$$

Hypothèses:

$$-\infty < v_t < +\infty$$

$$E(v_t) = 0$$

$$E(v_t^2) = \psi^2$$

Les β, λ et ψ^2 sont des paramètres.

La fonction générale de l'hétéroscédasticité est la suivante:

$$(5) \qquad u_t = \left[\lambda_u \left(\delta_0 + \sum_m \delta_m X_{mt}^{(\lambda_{mm})}\right) + 1\right]^{1/2 \lambda_u} v_t > 0 \quad \text{si } \lambda_u \neq 0$$

On applique la transformation de Box-Cox directe aux variables X qui expliquent la variance de l'erreur et une transformation de puissance inverse à l'expression entre crochets.

Dans le cadre de cette analyse, nous retenons la fonction d'hétéroscédasticité obtenue en consédirant $\lambda_u = 0$.

La variable superficie (FLAE) est utilisée pour corriger l'hétéroscédasticité dans le modèle où l'on fait l'hypothèse que les variances des erreurs ne sont pas égales.

1.4 HYPOTHESES SUR LA PARTIE FIXE ET LA PARTIE ALEATOIRE DU MODELE

Hypothèses sur la partie fixe:

Le Tableau I résume les hypothèses sur la partie fixe de chaque équation. Les transformations ne s'appliquent que sur les variables explicatives positives.

Hypothèses sur la partie aléatoire:

Nous supposons la présence d'hétéroscédasticité dans l'équation (4). En contraignant les paramètres de transformation λ de différentes façons, nous émettons des hypothèses qui sont emboîtées et des hypothèses qui ne le sont pas.

Deux hypothèses dans deux modèles sont dites emboîtées si une hypothèse contraint le vecteur des paramètres à être un sous-ensemble de l'espace des paramètres considérés sous l'autre hypothèse.

TABLEAU I

HYPOTHESES SUR LA PARTIE FIXE DU MODELE

	(1) LIN	(2) LOG	(3) BC(1)	(4) BC(1) + ht
λ_y	1	0	$\bar{\lambda}_y$	$\bar{\lambda}_y$
λ_x	1	0	$\bar{\lambda}_x$	$\bar{\lambda}_x$

Le modèle (1) où la valeur des λ est fixée à l'unité est un cas linéaire. Il est un cas particulier du modèle (3).

Le modèle (2) dans lequel la valeur des λ est fixée à zéro est une forme logarithmique. Il est emboîté dans le modèle (3).

Le modèle (3) fixe la valeur de λ_y égale à celle de λ_x et les estime. Il est emboîté dans le modèle (4).

Le modèle (4) en plus du modèle (3) estime les λ qui permettent de corriger l'hétéroscédasticité sur la variable de superficie naturelle: FLAE.

CHAPITRE II. ALGORITHME D'ESTIMATION

2.1 LE LOGICIEL L-1.2

Pour estimer le modèle écrit dans le chapitre précédent, nous avons utilisé le logiciel L-1.2 construit par Liem, Dagenais et Gaudry (1987). Ce logiciel permet d'étudier la forme fonctionnelle d'un modèle de régression multiple lorsque la forme de l'hétéroscédasticité des erreurs, qui peuvent être autocorrélées, doit être analysée en profondeur.

Le programme permet entre autres:

- de fixer ou d'estimer les paramètres des transformations Box-Cox appliquées à la variable dépendante et aux groupes de variables explicatives.

- de fixer ou d'estimer les différents paramètres associés à la forme de l'hétéroscédasticité des erreurs.

La procédure que nous utilisons n'est applicable qu'aux modèles qui expliquent le niveau d'une variable.

2.2 LA FONCTION DE VRAISEMBLANCE - ANALYSE DE L'HETEROSCEDASTICITE

La fonction de vraisemblance de notre modèle s'écrit;

$$(6) \qquad L = \prod_{t=1}^{n} \frac{1}{\sigma_\omega \sqrt{2\pi}} \frac{y_t^{\lambda_{y-1}}}{\sqrt{f(X_t)}} \exp\left[- \frac{1}{2\sigma_\omega^2} \left[\frac{u_t}{\sqrt{f(X_t)}} \right]^2 \right]$$

où $u_t = y_t^{\lambda_{y-1}} - \sum_k \beta_k X_{kt}^{(\lambda_{nk})}$

Le logarithme de cette fonction de vraisemblance est:

$$(7) \qquad \text{Log } L = -\frac{n}{2} \ln (2\pi\sigma_\omega^2) + (\lambda_y - 1) \sum_{t=1}^{n} \ln y_t - \frac{1}{2} \sum_{t-1}^{n} \ln f(X_t)$$

$$- \frac{1}{2\sigma_\omega^2} \sum_{t=1}^{n} \left[\frac{u_t}{\sqrt{f(X_t)}} \right]^2$$

Le grand nombre de paramètres qui interviennent dans la maximisation de (7) nous oblige à concentrer la fonction de vraisemblance d'abord sur σ_ω^2 et ensuite sur les β_k, pour réduire le nombre de paramètres. Il reste ensuite à estimer les paramètres λ_x, λ_y, σ et λ_ω.

En dérivant (7) par rapport à σ_ω^2, nous obtenons:

$$(8) \quad \frac{\partial \text{Log } L}{\partial \sigma_\omega^2} = -\frac{n}{2}\frac{1}{\sigma_\omega^2} + \frac{1}{2\sigma_\omega^4}\sum_{t=1}^{n}\left[\frac{u_t}{\sqrt{f(X_t)}}\right]^2$$

$$\frac{1}{\sigma_\omega^2}\left[-n + \frac{1}{\sigma_\omega^2}\sum_{t=1}^{n}\left[\frac{u_t}{\sqrt{f(X_t)}}\right]^2\right]$$

En égalant (8) à zéro, nous avons:

$$(9) \quad \bar{\sigma}_\omega^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left[\frac{u_t}{\sqrt{f(X_t)}}\right]^2$$

En remplaçant σ_ω^2 par $\bar{\sigma}_\omega^2$ dans l'équation (7), nous observons la fonction log - likelihood concentrée sur $\bar{\sigma}_\omega^2$.

$$(10) \quad \text{Log } L^* = -\frac{n}{2}(1 + \ln 2\pi) - \frac{n}{2}\ln(\bar{\sigma}_\omega^2) + (\lambda_y - 1)\sum_{t=1}\ln y_t$$

$$-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{n}\ln f(X_t) - \frac{1}{\bar{\sigma}_\omega^2}\sum_{t=1}^{n}\left[\frac{u_t}{\sqrt{f(X_t)}}\right]^2$$

Pour obtenir la fonction concentrée sur les β_k, nous utilisons la forme matricielle pour l'expression (9).

(11) $$\sigma_w^2 = 1/n\ W'W,$$

où W est un vecteur colonne contenant les n résidus W_t, (t = 1, ... n).

(12) $$W_t = \frac{u_t}{\sqrt{f(X_t)}} = Y_t^{**} - \sum_k X_{kt}^{**} \beta_k$$

(13) et $$Y_t^{**} = Y_t^{*}$$

(14) $$X_{kt}^{**} = X_{kt}^{*}$$

(15) $$Y_t^{*} = Y_t^{(\lambda_y)} / \sqrt{f(X_t)}$$

(16) $$X_{kt}^{*} = X_{kt}^{(\lambda_{xk})} / \sqrt{f(X_t)}$$

En termes de β_k, σ_w^2 peut s'écrire

(17) $$\bar{\sigma}^2 w = \frac{1}{n} (Y^{**} - X^{**} \beta)' (Y^{**} - X^{**} \beta)$$

où Y^{**} est un vecteur colonne contenant les n observations de Y_t^{**}, de même X^{**} est une matrice de dimension (nxq) et β est un vecteur colonne ayant q éléments.

La dérivée de (10) par rapport au vecteur β est:

$$(18) \quad \frac{\partial \text{Log } L^*}{\partial \beta} = -\frac{n}{2} \frac{1}{\hat{\sigma}_\omega^2} \frac{\partial \hat{\sigma}_\omega^2}{\partial \beta}$$

$$= \frac{1}{\hat{\sigma}_\omega^2} \left[\frac{\partial (Y^{**} - X^{**} \beta)'}{\partial \beta} \right] (Y^{**} - X^{**} \beta)$$

$$= \frac{1}{\hat{\sigma}_\omega^2} X^{**\prime} (Y^{**} - X^{**} \beta)$$

$$= \frac{1}{\hat{\sigma}_\omega^2} (X^{**\prime} Y^{**} - X^{**\prime} X^{**} \beta)$$

En égalant (18) à zéro, on obtient:

$$(19) \quad \hat{\beta} = (X^{**\prime} X^{**})^{-1} X^{**\prime} Y^{**}$$

En remplaçant β par $\hat{\beta}$ dans (17), on a:

$$(20) \quad \hat{\sigma}_\omega^2 = \frac{1}{n} (Y^{**} - X^{**} \hat{\beta})' (Y^{**} - X^{**} \hat{\beta})$$

La fonction de vraisemblance concentrée sur σ_u^2 et sur β_k est donc:

$$(21) \qquad \text{Log } L^{**} = -\frac{n}{2}[1 + \ln(2\pi)^{\wedge}] - \frac{n}{2}\ln \dot{\sigma}_u^2$$

$$+ (\lambda y - 1)\sum_{t=1}^{n} \ln Y_t - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{n} \ln f(X_t)$$

Pour maximiser la fonction (20) par rapport à , λ_x, λ_y, σ et λ_w, le logiciel utilise l'algorithme de minimisation de Fletcher et Powell (1963). De façon générale, le logiciel est construit comme suit:

1) pour la partie fixe du modèle, il estime les λ_{xk} des variables explicatives x_k qui peuvent être classées en sous-groupe ceci pour réduire le nombre de λ_{xk} sinon, il y en aurait autant que de X_k. Les λ_{xk} peuvent être soit estimés, soit fixés.

2) un groupe cependant, n'est pas affecté par les transformations Box-Cox. Il s'agit du groupe qui contient le terme de la constante et celui des variables dummies. Les variables positives ou nulles peuvent être transformées à condition d'ajouter une dummy que l'on insère dans la groupe "quasi dummy compensation".

CHAPITRE III. LES VARIABLES

3.1 LISTE DES VARIABLES, LEURS SIGNIFICATIONS, HYPOTHESES SUR LEURS SIGNES ATTENDUS

Les variables utilisées dans notre modèle -- avec des données pour l'année 1980 -- peuvent être divisées en deux catégories:

- la catégorie variable dépendante: la production régionale notée BIP;
- la catégorie variables explicatives qui en compte 25, sans inclure les quasi-dummies et la constante.

a) variable dépendante

A l'aide de notre modèle, nous cherchons à expliquer le niveau de production des 328 "Kreise" et "kreisfreie Städte" de la République Fédérale d'Allemagne. Comme indicateur du revenu régional, nous avons choisi la valeur ajoutée brute exprimée en millions de DM.

b) variables explicatives

Les variables explicatives ou input de production sont représentées par différents groupes d'indicateurs:

i) les facteurs de production

La densité de la population résidentielle (WOBD) définie comme le ratio entre la population résidentielle de la région et la superficie régionale en km² aide à déterminer la performance économique de la région. Nous supposons qu'elle a un impact positif sur la production régionale à cause des économies d'agglomération et de l'emploi.

- Les actifs privés et publics sont donnés par:

  - les actifs bruts en capital privés (BAV, en million de DM) qui se trouvent dans la région.

  - la capacité régionale de transport est un facteur de base pour le développement d'une région. On distingue comme indicateur de l'infrastructure du réseau:

    a) la longueur des autoroutes (BAB) et des routes principales (BS) exprimée en kilomètres de "Autobahnen" et "Bundestraßen".

    b) la longueur (en kilomètre) de toutes les autres routes (SS).

c) les indicateurs de l'infrastructure nodale sont: la capacité du réseau ferrovier régional représenté par la quantité de marchandises qui transige dans les gares de la région (BAHN, en millions de tonnes) et la capacité des ports régionaux prise en compte par la quantité de marchandises qui entrent ou sortent des ports de la région. Nous nous attendons à ce que le stock de capital ait un impact positif sur la production régionale.

ii) les autres facteurs économiques

Nous tenons compte d'autres facteurs économiques tels que:

- Le nombre de chômeurs dans la région (AL) en valeur absolue:

Selon le modèle néoclassique, nous nous attendons à ce qu'une augmentation du nombre de chômeur entraîne une chute de la production. Le modèle keynésien, lui, nous amène à penser qu'une augmentation du chômage se répercutera plutôt sur la valeur du salaire réel. Nous n'avons donc pas de signe a priori sur cette variable.

- La position relative de la région par rapport à l'attrait ou à la répulsion des autres régions est inclue dans le produit national brut des régions adjacentes (BIPVIC, en millions de DM). A notre avis, lorsque le PNB des régions environnantes est élevé, celui de la région étudiée le sera moins, dans le cas d'une polarisation spatiale.

- Les dépenses en recherche et développement (APUEP, en millions de DM) des petites et moyennes entreprises (moins que 2000 employés) et le nombre de P.M.E. innovatrices (INNOV) dans la région, sont des indicateurs de l'activité économique. Nous n'avons pas d'attente a priori sur le signe de ces deux variables car nous ne savons pas si l'impact de ces entreprises a lieu dans la région elle-même ou, s'il a lieu, ailleurs.

- Les profits des grandes compagnies (GEW, en millions de DM): les 300 plus grandes entreprises, en nombre d'action, cotées à la bourse. Cette variable qui traduit l'effet des sièges sociaux est un indicateur de performance économique des grandes entreprises. Nous n'anticipons aucun signe a priori sur cette variable car l'effet différentiel n'est ni connu, ni prévisible. Une région favorisée par l'existence de sièges sociaux a comparativement moins de chômeurs -- ce qui est inclu dans le modèle -- et un niveau de centralité élevé -- ce qui est inclu dans une variable discutée plus tard. L'effet résiduel pourrait être positif, mais petit, à cause des effets de revenu qui diffèrent selon le nombre d'employés avec un niveau de scolarité au-dessus de la moyenne.

- La capacité régionale en lits d'hôtel (BETT) est une variable corrélative qui exprime du point de vue de l'offre et de la demande l'importance et l'attraction de la région en ce qui concerne le secteur tertiaire:

- les expositions
- le secteur culturel
- l'environnement historique
- la détente

Nous nous attendons à une influence positive de cette variable sur le niveau de la production.

iii) les taxes (en millions de DM)

Les impôts prélevés dans une région sont un indicateur de l'activité économique. Nous distinguons:

- L'impôt foncier (GRUST), considéré comme un impôt local, indicateur de la valeur foncière de la région. Cette variable est proportionnelle à la superficie (agriculture) d'une part et à la superficie et l'utilisation du sol (maison, industrie), d'autre part.

- L'impôt payé par les industries de la région (GEWST), indicateur du secteur secondaire.

- Et l'impôt fédéral sur le revenu (EKST).

Nous n'avons aucun signe attendu pour la première variable, cependant, les deux autres, devraient avoir un impact positif à cause de leur corrélation positive avec l'activité économique et à cause des effets de revenu qui résultent des dépenses de ces taxes: l'impôt industriel est un impôt municipal et 15% de l'impôt sur le revenu va aux municipalités.

iv) les ressources naturelles

Nous avons cherché à savoir si les ressources naturelles sont des facteurs substituts (élasticité < 0) ou complémentaires à la production. Il est plus probable que ce soit des inputs complémentaires car:

- la concurrence pour de nouvelles localisations dans des économies en stagnation ou en faible croissance n'est pas très élevée.

- le facteur travail, comme les cols blancs, demande ces complémentarités.

Nous utilisons comme variable la superficie des lieux de récréation comme les parcs, etc. (ERHFLAE, en kilomètres carrés) et celle des lieux non aménagés (NFLAE).

v) les variables de localisation et de centralité ((dummies)

. variables de centralité

Les variables de centralité représentent l'importance politique de telle ou telle région et permettent d'expliquer la production en terme de qualité comme le niveau de culture, les institutions récréatives et d'éducation, les administrations publiques qui sont des concepts difficiles voire impossible à quantifier. Cependant, ces facteurs ont une forte influence sur la performance de l'économie régionale. On peut s'attendre à ce qu'une augmentation de la présence des institutions publiques dans une région engendre une hausse de sa production. Nous utilisons les variables qui prennent en compte une place centrale de haut rang (OZ), une capitale fédérale ou provinciale (LBH) ou une capitale administrative du district (RBZ).

. variables de localisation

Les variables de localisation permettent de tenir compte du degré d'accessibilité d'une région ou d'une ville, des informations qu'elle peut posséder, de son savoir faire et de l'utilisation économique qu'elle peut en faire. La performance économique d'une région est également influencée par la distance qui la sépare de la capitale régionale et par la qualité de son réseau[2].

---

[2]Adapté de Blum, U.C.H. (1987), "Determinants of Regional Unemployment: An Analysis of Regional Labor Demand and Regional Labor Market Disparities in West Germany, 1980".

L'Allemagne, coupée en deux après la deuxième guerre mondiale, possède un réseau économique naturel fractionné. Les régions de l'Allemagne de l'Ouest peuvent être désavantagées du point de vue économique surtout les villes proches du rideau de fer (Blum, 1984). Les variables utilisées tentent d'expliquer ce phénomène;

- deux variables décrivent l'inconvénient qu'une région soit située proche de la frontière Est Allemande (OST) ou à proximité de la mer (MEER). Nous nous attendons à ce qu'elles diminuent la production régionale.

- deux autres variables tiennent compte de la localisation de la région dans le Sud de l'Allemagne (SUED) (régions qui contiennent des productions de haute technologie) ou de son caractère urbain mesuré par la superficie de l'agglomération en incluant la région métropolitaine (AGG). Nous nous attendons à un impact positif de la première variable et à une influence inconnue de la deuxième variable sur la production régionale (si AGG > 0, externalités positives, et si AGG < 0, externalités négatives).

vi) les variables quasi-dummy de compensation

Dans le choix des variables pour notre modèle, nous avons plusieurs possibilités: des variables continues avec des observations seulement positives, des variables continues, positives ou nulles appelées quasi-dummies et de vraies dummies variables linéaires en 0 ou 1.

Dans le cas des variables quasi-dummies, nous ne savons pas si la distance entre une observation nulle et une observation possible est bien spécifiée, surtout si ces variables sont transformées et que leur dérivée première est calculée. Donc, nous introduisons une vraie dummy pour compenser avec la valeur un, si l'observation de la quasi dummy est zéro, et la valeur zéro, sinon. Pour la variable BIPVIC, aucune compensation n'a été faite car, évidemment, Berlin n'a pas de région adjacente avec l'Allemagne de l'Ouest et, compenser la variable quasi-dummy apporte des problèmes de multicollénéarité.

TABLEAU I

RESULTATS DES ESTIMATIONS

ELASTICITIES (T-STATISTICS)	CODE NO. = / DEP.VAR. =	1 BIP	2 BIP	3 BIP	4 BIP
PF PRODUCTION FACTORS					
RESIDENTIAL POPULATION DENSITY	WDBD	.034 (1.06) LAM 1	.165 (3.74) LAM 1	.186 (6.84) LAM 1	.173 (6.63) LAM 1
GROSS PRIVATE CAPITAL ASSETS	BAV	.033 (2.54) LAM 1	.174 (7.00) LAM 1	.171 (8.92) LAM 1	.163 (8.72) LAM 1
LENGTH OF INTERSTATE HIGHWAYS	BAB	-.038 (-1.55) LAM 1	.014 (.74) LAM 1	.015 (.59) LAM 1	.028 (1.18) LAM 1
LENGTH OF HIGHWAYS	BS	.012 (.29) LAM 1	.026 (.92) LAM 1	.022 (.70) LAM 1	.028 (.89) LAM 1
LENGTH OF ALL OTHER ROADS	SS	.029 (.85) LAM 1	-.018 (-.64) LAM 1	-.014 (-.40) LAM 1	-.005 (-.16) LAM 1
FREIGHT TURNOVER BY RAILWAYS	BAHN	-.008 (-1.10) LAM 1	.017 (2.24) LAM 1	.021 (2.17) LAM 1	.025 (2.60) LAM 1
FREIGHT TURNOVER BY SHIPS	SCHIFF	.041 (2.78) LAM 1	-.007 (-.18) LAM 1	-.006 (-.12) LAM 1	-.014 (-.31) LAM 1
AOF OTHER ECONOMIC FACTORS					
GDP OF ADJACENT REGIONS	BIPVIC	-.034 (-1.50)	-.000 (-.01)	-.002 (-.09)	-.001 (-.03)
COST FOR R & D	APUEP	-.007 (-.57) LAM 1	-.001 (-.17) LAM 1	-.000 (-.03) LAM 1	.001 (.09) LAM 1
NUMBER OF HOTEL BEDS	BETT	-.010 (-1.06) LAM 1	.021 (2.33) LAM 1	.022 (1.87) LAM 1	.022 (2.08) LAM 1
PROFIT OF LARGE SHARE COMPANIES	GEW	.163 (5.21) LAM 1	.181 (1.38) LAM 1	.187 (1.09) LAM 1	.171 (.97) LAM 1
UNEMPLOYMENT	AL	.170 (4.86) LAM 1	-.013 (-.45) LAM 1	-.015 (-.56) LAM 1	-.012 (-.47) LAM 1
NUMBER OF INNOVATING FIRMS	INNOV	.025 (1.20) LAM 1	-.001 (-.05) LAM 1	.001 (.05) LAM 1	-.005 (-.27) LAM 1
S TAXES					
PROPERTY TAX	GRUST	.247 (3.87) LAM 1	.165 (2.97) LAM 1	.149 (2.01) LAM 1	.123 (1.79) LAM 1
INDUSTRY TAX	GEWST	.367 (7.83) LAM 1	.338 (8.28) LAM 1	.329 (8.25) LAM 1	.357 (9.67) LAM 1
INCOME TAX	EKST	.123 (2.00) LAM 1	.051 (.89) LAM 1	.055 (.82) LAM 1	.055 (.91) LAM 1
NR NATURAL RESOURCES					
RECREATION AREA	ERHFLAE	.114 (4.62) LAM 1	.052 (2.35) LAM 1	.054 (2.18) LAM 1	.081 (3.87) LAM 1
NATURAL AREA	NFLAE	-.023 (-.56) LAM 1	.092 (2.57) LAM 1	.114 (3.71) LAM 1	.096 (3.89) LAM 1

TABLEAU I

(suite)

ZL CENTRALITY AND LOCATION					
HIGH RANK CENTRAL PLACE	OZ **	.019 (.46)	.068 (2.11)	.067 (1.71)	.091 (2.22)
STATE/FEDERAL CAPITAL	LBH ***	.358 (3.55)	- .014 (- .21)	- .005 (- .05)	.019 (.15)
DISTRICT GOVERNMENT	NBZ ***	.110 (1.98)	.060 (1.45)	.064 (1.18)	.048 (.77)
EASTERN REGION	OST ***	.020 (.42)	- .010 (- .28)	- .011 (- .25)	- .024 (- .62)
COASTAL REGIONS	MEER ****	- .181 (-2.75)	.009 (.19)	.002 (.05)	.019 (.47)
AGGLOMERATION AREA	AGG ***	- .047 (-1.11)	- .013 (- .41)	- .010 (- .25)	- .015 (- .35)
GERMAN "SUN BELT"	SUED ****	.044 (1.33)	- .029 (-1.19)	- .027 (-1.02)	- .028 (-1.10)
ODH QUASI DUMMY COMPENSATION					
REAL DUMMY FOR BAB	DBAB ****	.002 (.04)	.023 (.84)	.024 (.86)	.037 (1.37)
REAL DUMMY FOR SCHIFF	DSCHIFF *******	- .033 (- .90)	- .034 (-1.19)	- .032 (-1.01)	- .023 (- .78)
REAL DUMMY FOR AFUEP	DAFUEP ******	.148 (1.35)	.085 (1.12)	.093 (1.08)	.085 (.89)
REAL DUMMY FOR GEW	DGEW ****	.006 (.11)	- .026 (- .69)	- .026 (- .54)	- .020 (- .40)
ET ET CETERA					
REGRESSION CONSTANT	CONSTANT	.058 (.65)	- .147 (-1.38)	- .169 (-1.73)	- .198 (-2.04)
PARAMETERS	CODE NO. *	1	2	3	4
(T-STATISTICS)	DEP.VAR. *	BIP	BIP	BIP	BIP
BOX-COX TRANSFORMATIONS					
LAMBDA(Y)	LAM Y	1.000 FIXED	0.000 FIXED	.060 (1.02) (-16.02)	.066 (1.10) (-15.80)
LAMBDA(X) - GROUP 1	LAM 1	1.000 FIXED	0.000 FIXED	.060 (1.02) (-16.02)	.066 (1.10) (-15.80)
HETEROSKEDASTICITY					
DELTA COEFFICIENTS					
AREA	PLAE				-.100 (-4.83)
BOX-COX TRANSFORMATIONS					
AREA	PLAE				.834 (1.97) (- .39)
LOG-LIKELIHOOD		-459.239	-235.906	-234.737	-225.249
PSEUDO-R2		.980	.995	.995	.995
NUMBER OF OBSERVATIONS		328	328	328	328
SAMPLE -FIRST OBSERVATION -LAST OBSERVATION		1 328	1 328	1 328	1 328
NUMBER OF INDEPENDENT VARIABLES		30	30	30	30
AVERAGE PROBABILITY (=LIMIT OBSERVATION)		0.000	0.000	0.000	0.000

CHAPITRE IV - ANALYSE DES RESULTATS

L'examen des résultats va nous permettre d'évaluer d'une façon assez précise l'effet des transformations Box-Cox appliquée à la variable dépendante et aux variables explicatives strictement positives.

Le schéma d'emboîtement des 4 équations est le suivant:

$$\left.\begin{matrix} 1 \\ \\ 2 \end{matrix}\right] \subset 3 \; / \; 4$$

Les expériences 1 et 2 ne sont pas comparables tout comme 3 et 4. Nous nous proposons, dans ce chapitre, de discuter des variables selon leurs signes obtenus, leur degré de signification et leurs élasticités. Nous analyserons les différents modèles d'après leur fonction de vraisemblance, les paramètres de transformation lambda, les effets de la forme fonctionnelle sur les élasticités, le coefficient de corrélation et nous étudierons la correction de l'hétéroscédasticité. Ainsi, nous serons en mesure de choisir le meilleur modèle à l'aide du test de stabilité.

Nous avons effectué les expériences suivantes:

(1) estimation d'un modèle linéaire avec les lambdas fixés à 1;

(2) estimation d'un modèle logarithmique avec les lambdas fixés à 0;

(3) estimation d'un modèle où un même lambda est estimé pour la variable dépendante et les variables explicatives;

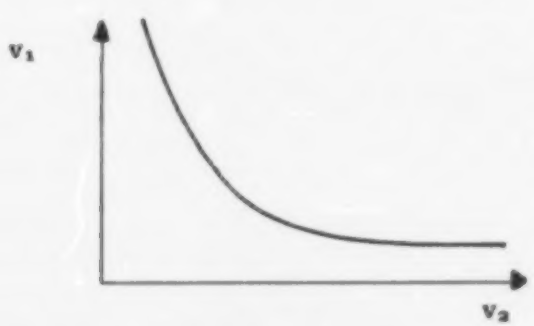
(4) estimation d'un modèle identique au modèle (3) mais dans lequel nous corrigeons l'hétéroscédasticité pour la variable superficie (FLAE, en kilomètre carré).

Nous avons estimé d'autres modèles: un avec un lambda différent pour la variable dépendante et les variables explicatives, d'autres avec des lambdas différents pour les sous-groupes de variables explicatives, d'autres encore où nous corrigions l'hétéroscédasticité sur certaines variables.

Dans tous les cas, soit la matrice X'X n'était pas inversible, soit le gain de la fonction de vraisemblance n'était pas significatif.

La forme fonctionnelle a des effets sur la technologie de production: lorsque $\lambda = 1$, le taux marginal de substitution (TMS) est constant, il ne varie pas avec les inputs.

Lorsque $\lambda = 0$, la fonction de production est du type Cobb-Douglas et le taux marginal de substitution (T.M.S.) a la forme d'une hyperbole.



Très souvent, nous supposons que la production industrielle prend la forme néoclassique Cobb-Douglas avec une élasticité de niveau ≤ 1, c'est-à-dire:

$$P = a_o \prod_{j=1}^{n} v_j^{a_j} \quad , \quad \Sigma a_j \leq 1$$

(homogénéité de degré ≤ 1)

Il est à noter que la taille des régions varie beaucoup car l'échantillon contient des villes comtés et des comtés ruraux. Il n'est donc pas connu, a priori si la variance des résidus est constante.

4.1 FORMAT DE LECTURE

Les résultats des expériences sont reproduits au **Tableau I**:

- les variables non soulignées ont des observations positives; celles qui sont soulignées une fois sont des quasi-dummies avec des observations non négatives et celles qui sont soulignées deux fois sont de vrai dummy.

- les valeurs correspondantes sont en premier lieu les élasticités estimées suivies entre parenthèses de la statistique t conditionnelle (calculée sous l'hypothèse que β (ou σ) est égal à zéro) et du groupe auquel appartient le lambda estimé. Pour les variables positives et les quasi-dummies, les élasticités -- notées $\eta^{(*)}$ --

sont calculées à partir de E(y) évaluées à la moyenne échantillonnale des variables explicatives qui exclut les observations nulles. Etant donné que les dérivées partielles n'existent pas pour les vraies dummies, l'"élasticité" est définie comme la variation en pourcentage qui découle de la présence de la variable; les vraies dummies, évidemment, ne subissent pas de transformation Box-Cox.

- le dernier sous-tableau présente la valeur des lambdas fixés ou estimés suivie, entre parenthèses, de la statistique t calculée par l'hypothèse que le paramètre est égal à zéro, puis, sous l'hypothèse qu'il est égal à un.

4.2 SIGNE, DEGRE DE SIGNIFICATION ET ELASTICITE DES VARIABLES

De façon générale, la valeur des élasticités des variables et leurs signes sont similaires pour les trois derniers modèles parce que le vrai modèle est similaire à la forme Cobb-Douglas. Pour les variables AFUEP, INNOV et LBH, leurs signes changent trois fois.

Il apparaît tout d'abord qu'une augmentation de la densité de la population augmente la production régionale. Notre attente a priori est d'autant plus vérifiée que la t statistique est très élevée. A une augmentation de un pourcent de la densité de la population résidentielle correspond une hausse de 0,173% de la production régionale.

De façon très significative, il apparaît que le montant des actifs privés détenus dans la région sont reliés de façon positive avec la production régionale. Le coefficient d'élasticité 0,163 est relativement élevé. Nous en déduisons que davantage d'investissements privés par une augmentation de la productivité, est favorable à la production régionale.

Les actifs publics engendrent, dans l'ensemble, une croissance du P.N.B. régional. Les coefficients d'élasticité des variables représentant la longueur des autoroutes et des routes principales sont tous les deux de 0,028 alors que celui désignant la longueur de toutes les autres routes est négatif et égale -0,005. il apparaît donc que les routes principales et les autoroutes sont des facteurs stimulants pour la production (accès au réseau national, sortie du réseau national), à l'opposé des autres routes qui laissent entrevoir un problème de congestion. Y aurait-il trop de routes dans les campagnes Ouest-Allemandes? Il est à noter que les infrastructures routières s'avèrent expliquer environ 5% de la production ce qui s'harmonise bien avec le fait qu'en moyenne, le coût de transport correspond à 5% du coût de fabrication d'un produit manufacturé.

Les indicateurs de l'infrastructure nodale réagissent différemment selon qu'il s'agit des chemins de fer ou du transport maritime.

De façon significative, une hausse de la capacité du réseau ferrovier régional entraîne une augmentation de la production régionale (coefficient d'élasticité de 0,02). En revanche, une variation positive de la capacité des ports régionaux se reflète par une chute de la production de la région (coefficient d'élasticité de -0,014) car les vieilles industries en dépendent.

L'analyse des autres facteurs économiques nous confirme un effet de polarisation: lorsque la production des régions adjacentes augmente, celle de la région étudiée décroît (coefficient d'élasticité de -0,001). Il faut noter que la statistique t est très faible -0,03 bien que nous sachions que la valeur de la t perd de son pouvoir lorsque le coefficient auquel elle se rapporte est proche de zéro.

En considérant les résultats obtenus pour la variable chômage (AL), nous nous apercevons que sauf dans le cas linéaire, la théorie néo-classique est vérifiée. A une augmentation du chômage correspond une baisse de la production (coefficient d'élasticité de -0,012) bien que la t statistique soit faible pour ces trois modèles et relativement élevée dans le modèle linéaire.

Les dépenses en recherche et développement des petites et moyennes entreprises ont une élasticité positive très faible: 0,001 alors que le nombre d'entreprises innovatrices a une élasticité négative relativement faible de -0,005. Les signes des élasticités de ces deux variables ne sont pas stables. Il est bien connu que les entreprises innovatrices ont plus d'importance en dehors de leur région de localisation.

A une augmentation des profits des grandes compagnies, correspond une augmentation de la production régionale (coefficient d'élasticité de 0,171) ce qui laisse voir une relation positive entre ces deux variables.

Le niveau de culture et d'information de la région, représenté par sa capacité hôtelière, est lié de façon positive et significative avec la production régionale (élasticité de 0,022). Les activités tertiaires d'une région, mesurées par cette variable sont donc un facteur relativement important pour expliquer son niveau de production.

Les variables prenant en compte les impôts montrent un lien positif avec la production régionale. Tel est le cas pour l'impôt payé par les industries (indicateur du secteur secondaire). Nous notons un très fort coefficient d'élasticité (0,357, le plus élevé de toute la régression) et très significatif, entre l'impôt payé par les industries et la production. L'impôt foncier a une élasticité de 0,123 et l'impôt fédéral sur le revenu de 0,055 ce qui rejoint les résultats obtenus par Huddleston (1984). Ces relations sont très intéressantes étant donné que l'impôt payé par les industries de la région est un impôt entièrement municipal ou de la communauté alors que l'impôt fédéral sur le revenu ne l'est qu'à 15%.

Contrairement à ce que nous attendions, une augmentation de la superficie des lieux de récréation entraîne une hausse de la production régionale (élasticité de 0,061). En revanche, comme supposé, l'élasticité de la superficie naturelle est positive (0,096). Pour ces deux variables, la statistique de Student est supérieure à 2.

Les ressources naturelles expliquent relativement bien la production.

L'influence des variables politiques sur la production confirme nos hypothèses. Les variables qui reflètent la centralité en expliquant la production en terme de qualité (niveau de culture, présence d'institutions récréatives et d'éducation...) sont toutes de signes positifs. La présence d'une place centrale de haut rang dans la région est significative et augmente la production de 9%, l'existence d'une capitale administrative du district l'augmente de 5% et le fait qu'il y ait une capitale fédérale ou provinciale la fait croître de 2% mais ici, la relation n'est pas très stable. La présence du secteur public est donc un facteur relativement important dans la production régionale. La théorie des choix publics suggère que l'emploi public baisse le niveau des salaires (choix entre sécurité et niveau de salaire). Ces résultats contredisent donc cette idée.

Les régions désavantagées par leur localisation sont pénalisées s'il s'agit de régions situées à l'Est. En revanche, celles situées à proximité de la mer seraient légèrement favorisées (augmentation de leur production de 2%). Cette dernière constatation contredit nos hypothèses. Il se pourrait que les activités touristiques ne soient pas suffisamment inclues dans la variable capacité régionale en lits d'hôtel.

Les régions à caractère urbain, contrairement à nos hypothèses, n'ont pas une production plus élevée (élasticité négative de -0,015). Il y aurait trop d'agglomération. Ceci est en fait un effet résiduel, toutes

les autres caractéristiques positives sont inclues dans les variables dummies: place centrale de haut rang, capitale fédérale ou provinciale, capitale administrative du district.

Les régions situées dans le Sud de la R.F.A. enregistrent une baisse de leur production de 3%. Ainsi, l'avantage du Sud du fait d'avoir plus d'entreprises de haute technologie est surcompensé par un secteur agricole plus large.

L'utilisation des variables quasi-dummies de compensation est nécessaire pour ne pas avoir de résultats biaisés.

4.3 ANALYSE DES DIFFERENTS MODELES SELON LA FONCTION DE VRAISEMBLANCE

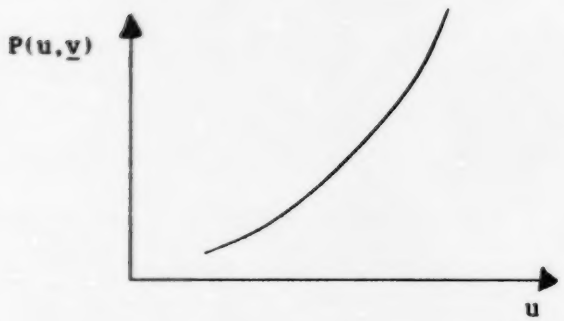
A partir des résultats du **Tableau** I, nous constatons un important gain de la fonction de vraisemblance lorsqu'on passe du modèle linéaire au modèle logarithmique (la valeur du logarithme de la fonction de vraisemblance passe de -459.239 à -235.906). Laisser les données décider de la forme fonctionnelle tout en imposant que le lambda estimé pour la variable dépendante soit égal au lambda estimé pour les variables explicatives permet à la fonction de vraisemblance de gagner un peu plus qu'un point. Nous avons essayé d'autres combinaisons pour l'estimation des lambdas mais les gains de la fonction de vraisemblance n'étaient pas significatifs.

Partant du modèle (3) nous avons corrigé l'hétéroscédasticité sur la variable superficie (modèle (4)). Nous avons essayé de corriger l'hétéroscédasticité sur de nombreuses variables mais chaque fois, la matrice X'X n'était pas inversible. Le modèle (4) permet un gain significatif[3] de la fonction de vraisemblance de plus de 10 points.

La somme des élasticités de notre modèle est égale à 1,266 ce qui signifie que les rendements à l'échelle sont croissants.

GRAPHIQUE 1

RENDEMENTS A L'ECHELLE CROISSANTS



Blum a avancé l'explication suivante à partir des banlieusards.

Dans le centre des villes, la production est très élevée par rapport à la population. Dans la périphérie, elle est faible. Par conséquent, il y a surestimation de la productivité de la main-d'oeuvre dans les grandes agglomérations et sousestimation de la productivité dans la périphérie.

---

[3]Le gain a été jugé significatif suite au test du rapport des vraisemblances expliqué en annexe.

Blum apporte comme solution la correction de l'autocorrélation spaciale utilisant une matrice d'impact très spéciale qui rend compte seulement

. de la contiguïté des centres,

et . de la contiguïté des régions dans la périphérie.

Ceci résoud entièrement le problème dans un petit échantillon. L'auteur a testé cette procédure pour la Bavière.

4.4 ANALYSE DES PARAMETRES DE TRANSFORMATION $\bar{\lambda}$

La forme fonctionnelle estimée par les données, dans les modèles (3) et (4) nous donne des valeurs très proches de celles du modèle logarithmique: 0,06 et 0,066 respectivement.

Les deux statistiques t de Student inconditionnelles, associées aux paramètres $\bar{\lambda}$ sont établies sous l'hypothèse $\lambda = 0$ pour la première et $\lambda = 1$ pour la seconde. Leurs examens montrent que les statistiques t de la deuxième hypothèse ($\lambda = 1$) sont très significatives et beaucoup plus élevées que les statistiques t de la première hypothèse ($\lambda = 0$). Lambda est donc plus proche de 0 que de 1.

Nous obtenons une fonction de production du type Cobb-Douglas ce qui correspond avec la théorie néoclassique.

4.5 COEFFICIENT DE CORRELATION PSEUDO R^2

Le coefficent pseudo-R^2 relie les erreurs estimées, à la valeur transformée de la variable dépendante. Dans chaque modèle, le pseudo-R^2 est très élevé (0,98 pour le modèle linéaire et 0,95 pour les autres) ce qui nous donne une bonne qualité de l'ajustement du modèle. Plus de 94.5% des variations de la production régionale sont expliquées par le modèle. Il est à noter toutefois, que cette mesure de pseudo-R^2 n'est qu'intuitive et ne peut en aucune manière influencer notre choix entre les modèles.

4.6 CORRECTION DE L'HETEROSCEDASTICITE

Les paramètres σ_m et $\hat{\lambda}_{*m}$ de la variable utilisée pour corriger l'hétéroscédasticité dans le modèle (4) sont significatifs pour δ_m et pour $\hat{\lambda}_{*m}$ sous l'hypothèse $\lambda = 0$. $\hat{\lambda}_{*m}$ est donc différent de zéro.

CHAPITRE V. IMPACT DES INVESTISSEMENTS EN TRANSPORT SUR LA CROISSANCE REGIONALE

Après avoir identifié le modèle (4) comme le meilleur modèle d'estimation de nos données, nous nous concentrons sur la variable reliée aux infrastructures de transport pour analyser l'impact des investissements en transport sur la croissance des régions.

Une amélioration des infrastructures en transport de la région, augmente son niveau de production. Cependant, la croissance n'a lieu que si les nouvelles infrastructures sont bien utilisées. Par exemple, lorsqu'après la disparition de goulot d'étranglement ou l'apparition de nouvelles demandes de transports induites, le flux de circulation est plus élevé.

Dans le cas où les capacités de production sont sous-utilisées, on parle du concept de croissance régionale et, dans le cas de non-utilisation, on propose un changement dans les systèmes de prix régionaux.

5.1 Mesure des goulots d'étranglements

Pour déterminer l'impact des investissements en transport sur la croissance des régions, nous nous proposons donc d'établir s'il y a présence ou non de goulot d'étranglement dans l'équipement d'une région

possédant un certain potentiel d'input et un certain degré d'utilisation de ses ressources, ce qui nous permettra d'en analyser la situation économique. Pour cela, nous avons choisi la région de Pirmasens située au Sud-Est de la Rhénanie-Palatinat. Nous utilisons la méthode utilisée par U. Blum (1982 et 1984b). Le taux marginal de substitution (T.M.S.) entre deux facteurs i et j dans une fonction de production est :

$$(21) \qquad TMS_{ij} = -\frac{\partial v_i}{\partial v_j} = \frac{\dfrac{\partial P(\underline{v})}{\partial v_j}}{\dfrac{\partial P(\underline{v})}{\partial v_i}}$$

où $\underline{v} = (v_{1t}, v_{2t}, \ldots, v_{it}, v_{i-1,+}, \ldots, v_{j\,t}, v_{j-1,+}, \ldots, v_{mt})$

$i = 1, 2, \ldots, m$

$j = 1, 2, \ldots, m, i \neq j$

m : nombre d'input dans l'échantillon

est le vecteur d'inputs de la région.

Le vecteur d'inputs comprend l'ensemble des inputs potentiels or, avec une fonction de production Box-Cox ($P(\underline{V}) = P$) on a:

$$(22) \qquad \frac{\partial P(\underline{v})}{\partial v_j} = a_j \cdot \frac{v_j^{(\lambda_j - 1)}}{P^{(\lambda p - 1)}} \quad \text{et} \quad \eta_j = \frac{\partial P(\underline{v})}{\partial v_j} \cdot \frac{v_j}{P(\underline{v})} = a_j \cdot \frac{v_j^{\lambda_j}}{P^{\lambda y}}$$

donc,

$$(23) \qquad TMS_{i,j} = \frac{a_j \cdot v_j^{(\lambda_j-1)}}{a_i \cdot v_i^{(\lambda_i-1)}} = \frac{\eta_j}{\eta_i} \cdot \frac{v_j^{(\lambda_j-1)}}{v_i^{(\lambda_i-1)}} \cdot \frac{v_i^{\lambda_i}}{v_j^{\lambda_j}} = \frac{\eta_j}{\eta_i} \cdot \frac{v_i}{v_j}$$

et ce qui est comparé à la moyenne du taux marginal de substitution $\overline{TMS}$:

$$\overline{TMS} = \frac{a_j}{a_i} \frac{\bar{v}_j^{(\lambda_j-1)}}{\bar{v}_i^{(\lambda_i-1)}} = \frac{a_j}{a_i} \frac{\bar{v}_i^{(1-\lambda_i)}}{\bar{v}_j^{(1-\lambda_j)}}$$

$$(24) \qquad \overline{TMS} = \frac{\eta_j}{\eta_i} \left[\frac{\bar{v}_i}{\bar{v}_j} \right]$$

$$(25) \qquad TMS_{i,j} > c \cdot \overline{TMS}$$

où $c > 1$, par exemple $c = 2$, valeur choisie de façon arbitraire selon les statistiques et/ou les considérations politiques.

Nous choisissons comme variables de références, deux variables très stables à long terme:

(1) la densité de la population résidentielle (WOBD)

(2) le stock de capital privé (BAV).

Nous avons les données suivantes:

TABLEAU II

DONNEES UTILISEES DANS LE CALCUL DES GOULOTS D'ENTRANGLEMENTS

Région	N°	WOBD	BAV	BAB	BS	BAHN	BIP
Ville de Pirmasens	168	824,88	1674,00	-	10,4	42063,00	1379,00
Comté de Pirmasens	181	102,68	881,00	-	86,9	47244,00	1230,00
Moyenne (toutes les régions)		564,31	7482,00	26,4	98,9	18154,50	4539,41
Unités		pers./km²	millions DM	km	km	tonnes	millions DM

A l'aide des données ci-dessus, et en appliquant l'équation (24), nous obtenons les calculs de goulets d'étranglements suivants:

TABLEAU III

CALCUL DES GOULOTS D'ETRANGLEMENTS

	Par rapport à WOBD	Par rapport à BAV
Moyenne de BS	$\frac{0,028}{0,173}\left[\frac{564,31}{98,9}\right] = 0,923$	$\frac{0,028}{0,163}\left[\frac{7482,6}{84,9}\right] = 15,140$
Ville de Pirmasens	$\frac{0,028}{0,173}\left[\frac{824,88}{10,4}\right] = 12,837$	$\frac{0,028}{0,163}\left[\frac{1674,0}{10,4}\right] = 27,65$
Comté de Pirmasens	$\frac{0,028}{0,173}\left[\frac{102,28}{86,9}\right] = 0,191$	$\frac{0,028}{0,163}\left[\frac{881,0}{86,9}\right] = 1,742$
Moyenne de BAHN	$\frac{0,025}{0,173}\left[\frac{564,31}{1815450}\right] = 0,0000669$	$\frac{0,025}{0,163}\left[\frac{7482.6}{1815450}\right] = 0,000632$
Ville de Pirmasens	$\frac{0,025}{0,173}\left[\frac{824.88}{42067}\right] = 0,00283$	$\frac{0,025}{0,163}\left[\frac{1674}{42063}\right] = 0,00610$
Comté de Pirmasens	$\frac{0,025}{0,173}\left[\frac{102.68}{47244}\right] = 0,000314$	$\frac{0,025}{0,163}\left[\frac{881}{47244}\right] = 0,00286$

L'application des données obtenues à l'équation (25) nous donne les résultats suivants:

- Dans la ville de Pirmasens, en ce qui concerne la longueur des routes principales (BS), si nous la comparons à la densité de la population résidentielle (WOBD), nous enregistrons un goulot d'étranglement:

(25.a) $12.8 > 2\ (0.923)$

Une comparaison par rapport au stock de capital privé (BAV) fait ressortir un très léger goulot d'étranglement.

(25.b) $27.65 > 2\ (15.14)$

La quantité de marchandises qui transige dans les gares de la région (BAHN), comparée à WOBD ou BAV met en évidence, là aussi, la présence de goulots d'étranglements.

(25.c) $0.00283 > 2\ (0.0000449)$

(25.d) $0.00616 > 2\ (0.000632)$

Donc, dans la villle de Pirmasens, un goulot d'étranglement est présent avant l'investissement en infrastructures routières.

- Dans le Comté de Pirmasens, la longueur de routes principales comparée à la densité de la population résidentielle ou par rapport au stock de capital privé fait apparaître respectivement un léger et un fort excédent de capacité.

(25.e) $0.191 < 2\ (0.923)$

(25.f) $1.742 < 2\ (15.140)$

La quantité de marchandises transigeant dans les gares de la région comparée à WOBD et BAV met en évidence la présence de goulots d'étranglements.

(25.g) $0.000314 > 2\ (0.0000449)$

(25.h) $0.00286 > 2\ (0.000632)$

Au niveau du Comté de Pirmasens, les résultats sont contrastés. Les comparaisons faites par rapport à WOBD et BAV montrent qu'il existe un excédent de capacité en routes principales (longueur) alors qu'en matière de quantité de marchandises transigées dans les gares de la région, il y a des goulots d'étranglements.

- Etant donné que la variable longueur des autoroutes (BAB) n'existe pas pour la ville et le Comté de Pirmasens, la moyenne régionale du taux marginal de substitution par rapport à WOBD et BAV est infinie. Les prix de l'utilisation des infrastructures routières sont trop bas dans la ville et trop hauts dans la périphérie.

CONCLUSION

A l'aide des transformations Box-Cox dans l'étude de la forme fonctionnelle de notre fonction de production régionale -- avec des données en coupe transversale (1980) -- nous avons obtenu une fonction très similaire à la fonction de production du type Cobb-Douglas. La correction de l'hétéroscédasticité sur la variable exogène de superficie, a généré un gain important de la fonction de vraisemblance.

Les variables représentant le niveau des infrastructures en transport des régions expliquent environ 5% de la production régionale ce qui correspond avec le fait que les coûts de transport des produits manufacturés représentent généralement 5% des coûts de fabrication.

Notre modèle confirme, pour le chômage, la théorie néo-classique à savoir qu'à une augmentation du chômage correspond une chute de la production.

La mesure de l'impact des investissements en transport sur la croissance régionale met en évidence la présence de goulot d'étranglement en matière de routes principales dans la ville de Pirmasens. Dans le comté de Pirmasens, des goulots d'étranglements sont également présents concernant la quantité de marchandises transigées dans les gares de la région alors qu'il existe un excédent de capacité en routes principales.

Grâce à la qualité des données utilisées, l'utilisation d'une forme fonctionnelle souple, et en supposant la stabilité à moyen terme des relations que le modèle sélectionné nous a permis d'établir , cette étude pourrait servir aux politiciens Ouest-Allemands dans la prise de décision de mesures visant à encourager la croissance régionale de telle ou telle région.

Dans la mesure où l'on posséderait les données nécessaires et suffisantes, un tel modèle pourrait être utilisé dans l'étude de la croissance régionale d'un quelconque pays comme cela a déja été fait pour les Etats-Unis et les Pays-Bas.

ANNEXES

ANNEXE I - TEST DU RAPPORT DES VRAISEMBLANCES

Lorsque deux modèles sont emboîtés, nous pouvons les comparer et pour cela, nous utilisons le test du rapport des vraisemblances qui est le suivant:

$$A = -2 \log \frac{L_o}{L_1} = -2 (L_o - L_1) \sim \chi_n^2$$

ou n, le nombre de degrés de liberté est égal à la différence de paramètres entre les deux modèles. L_o désigne le logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle contraint et L_1, celui du modèle non contraint.

ANNEXE II - VARIABLES UTILISEES DANS L'ANALYSE DE LA CROISSANCE REGIONALE

Abréviation	Nom	Unité
	Facteurs de production	
WOBD	Densité de la populatio n résidentielle	Population résidentielle/ Superficie régionale en km^2
BAV	Actifs bruts en capital privé	Millions de D.M.
BAB	Longueur des autoroutes	Kilomètres
BS	Longueur des routes principales	Kilomètres
SS	Longueur des autres routes	Kilomètres
BAHN	Quantité de marchandises qui transigent dans les gares de la région	Millions de tonnes
SCHIFF	Quantité de marchandises qui transigent dans les ports de la région	Millions de tonnes
	Autres facteurs économiques	
BIPVIC	P.N.B. des régions adjacentes	Millions de D.M.
AFUEP	Dépenses en recherche et développement par les P.M.E.	Millions de D.M.
BETT	Capacité régionale en lits d'hôtel	Nombre de lits
GEW	Profits de grandes compagnies	Millions de D.M.
AL	Nombre de chômeurs dans la région	Nombre en valeur absolue
INNOV	Nombre de P.M.E. innovatrices dans la région	Nombre en valeur absolue
	Impôts	
GRUST	Impôt foncier prélevé dans la région	Millions de D.M.
GEWS	Impôt payé par les industries dans la région	Millions de D.M.
EKST	Impôt fédéral sur le revenu	Millions de D.M.
	Ressources naturelles	
ERHFLAE	Superficie des lieux de récréation, ex: parc ...	Kilomètres carrés
NFLAE	Superficie des lieux non aménagés	Kilomètres carrés

ANNEXE II
(suite)

Abréviation	Nom	Unité
	Centralité et localisation	
OZ	Place centrale de haut rang	Variable dummy: 0 ou 1
LBH	Capital fédérale ou provinciale	Variable dummy: 0 ou 1
RBZ	Capitale administrative du district	Variable dummy: 0 ou 1
OST	Région située à l'Est	Variable dummy: 0 ou 1
MEER	Région située à proximité de la mer	Variable dummy: 0 ou 1
AGG	Superficie de l'agglomération	kilomètre carré
SUED	Région située dans le Sud	Variable dummy: 0 ou 1
	Compensation par des quasi-dummies	
DBAB	Vraie dummy pour la variable BAB	Variable dummy: 0 ou 1
DSCHIFF	Vraie dummy pour la variable	Variable dummy: 0 ou 1
DAFUEP	Vraie dummy pour la variable	Variable dummy: 0 ou 1
DGEW	Vraie dummy pour la variable	Variable dummy: 0 ou 1

ANNEXE III : LISTE DES 328 REGIONS

FLENSBURG-KREFR.ST.
KIEL-KREFR.ST.
LUEBECK-KREFR.ST.
NEUMUENSTER-KREFR.ST.
DITHMARSCHEN
HZGT.LAUENBURG
NORDFRIESLAND
OSTHOLSTEIN
PINNEBERG
PLOEN
RENDSBURG-ECKERNFOERDE
SCHLESWIG-FLENSBURG
SEGEBERG
STEINBURG
STORMARN
HAMBURG
BRAUNSCHWEIG-KREFR.ST.
SALZGITTER-KREFR.ST.
WOLFSBURG-KREFR.ST.
GIFHORN
GOETTINGEN
GOSLAR
HELMSTEDT
NORTHEIM
OSTERODE-AM-HARZ
PEINE
WOLFENBUETTEL
HANNOVER-KREFR.ST.
DIEPHOLZ
HAMELN-PYRMONT
HANNOVER
HILDESHEIM
HOLZMINDEN
NIENBURG
SCHAUMBURG
CELLE
CUXHAVEN
HARBURG
LUECHOW-DANNENBERG
LUENEBURG
OSTERHOLZ
ROTENBURG(WUEMME)
SOLTAU-FALLINGBOSTEL
STADE
UELZEN
VERDEN
DELMENHORST-KREFR.ST.
EMDEN-KREFR.ST.
OLDENBURG(OLDB)-KREFR.ST.
OSNABRUECK-KREFR.ST.
WILHELMSHAVEN-KREFR.ST.
AMMERLAND
AURICH
CLOPPENBURG
EMSLAND
FRIESLAND
GRAFSCHAFT-BENTHEIM
LEER
OLDENBURG(OLDB)
OSNABRUECK
VECHTA

WESERMARSCH
WILHELMSHAVEN-KREISFR.ST.
BREMEN-KREISFR.ST.
BREMERHAVEN-KREISFR.ST.
DUESSELDORF-KREISFR.ST.
DUISBURG-KREISFR.ST.
ESSEN-KREISFR.ST.
KREFELD-KREISFR.ST.
MOENCHENGLADBACH-KREISFR.ST.
MUEHLHEIM A.D.RUHR-KREISFR.ST.
OBERHAUSEN-KREISFR.ST.
REMSCHEID-KREISFR.ST.
SOLINGEN-KREISFR.ST.
WUPPERTAL-KREISFR.ST.
KLEVE
METTMANN
NEUSS
VIERSEN
WESEL
AACHEN-KREISFR.ST.
BONN-KREISFR.ST.
KOELN-KREISFR.ST.
LEVERKUSEN-KREISFR.ST.
AACHEN
DUEREN
ERFTKREIS
EUSKIRCHEN
HEINSBERG
OBERBERG.KREIS
RHEIN-BERG.KREIS
RHEIN-SIEG-KREIS
BOTTROP-KREISFR.ST.
GELSENKIRCHEN-KREISFR.ST.
MUENSTER(WESTFALEN)-KREISFR.ST.
BORKEN
COESFELD
RECKLINGHAUSEN
STEINFURT
WARENDORF
BIELEFELD-KREISFR.ST.
GUETERSLOH
HERFORD
HOEXTER
LIPPE
MINDEN-LUEBBECKE
PADERBORN
BOCHUM-KREISFR.ST.
DORTMUND-KREISFR.ST.
HAGEN-KREISFR.ST.
HAMM-KREISFR.ST.
HERNE-KREISFR.ST.
ENNEPE-RUHR-KREIS
HOCHSAUERLANDKREIS
MAERKISCHER KREIS
OLPE
SIEGEN
SOEST
UNNA
DARMSTADT-KREISFR.ST.
FRANKFURT(MAIN)-KREISFR.ST.
OFFENBACH(MAIN)-KREISFR.ST.
WIESBADEN-KREISFR.ST.
BERGSTRASSE
DARMSTADT-DIEBURG
GIESSEN
GROSS-GERAU

AMBERG-KRFR.ST.
REGENSBURG-KRFR.ST.
WEIDEN I.D.OPF.-KRFR.ST.
AMBERG-SULZBACH
CHAM
NEUMARKT I.D.OPF.
NEUSTADT A.D.WALDNAAB
REGENSBURG
SCHWANDORF
TIRSCHENREUTH
BAMBERG-KRFR.ST.
BAYREUTH-KRFR.ST.
COBURG-KRFR.ST.
HOF-KRFR.ST.
BAMBERG
BAYREUTH
COBURG
FORCHHEIM
HOF
KRONACH
KULMBACH
LICHTENFELS
WUNSIEDEL I.FICHTELGEB.
ANSBACH-KRFR.ST.
ERLANGEN-KRFR.ST.
FUERTH-KRFR.ST.
NUERNBERG-KRFR.ST.
SCHWABACH-KRFR.ST.
ANSBACH
ERLANGEN-HOECHSTADT
FUERTH
NEUSTADT A.D.AISCH
NUERNBERGER LAND
ROTH
WEISSENBURG-GUNZENHAUSEN
ASCHAFFENBURG-KRFR.ST.
SCHWEINFURTH-KRFR.ST.
WUERZBURG-KRFR.ST.
ASCHAFFENBURG
BAD KISSINGEN
HASSBERGE
KITZINGEN
MAIN-SPESSART
MILTENBERG
RHOEN-GRABFELD
SCHWEINFURTH
WUERZBURG
AUGSBURG-KRFR.ST.
KAUFBEUREN-KRFR.ST.
KEMPTEN-(ALLGAEU)-KRFR.ST.
MEMMINGEN-KRFR.ST.
AICHACH-FRIEDBERG
AUGSBURG
DILLINGEN A.D.DONAU
DONAU-RIES
GUENZBURG
LINDAU (BODENSEE)
NEU-ULM
OBERALLGAEU
OSTALLGAEU
UNTERALLGAEU
SAARBRUECKEN-STADTVERB.
MERZIG-WADERN
NEUNKIRCHEN
SAARLOUIS

BADEN-BADEN-KRFR.ST.
KARLSRUHE-KRFR.ST.
KARLSRUHE
RASTATT
HEIDELBERG-KRFR.ST.
MANNHEIM-KRFR.ST.
NECKAR-ODENWALD-KREIS
RHEIN-NECKAR-KREIS
PFORZHEIM-KRFR.ST.
CALW
ENZKREIS
FREUDENSTADT
FREIBURG I.BR.-KRFR.ST.
BREISGAU-HOCHSCHWARZWALD
EMMENDINGEN
ORTENAUKREIS
ROTTWEIL
SCHWARZWALD-BAAR-KREIS
TUTTLINGEN
KONSTANZ
LOERRACH
WALDSHUT
REUTLINGEN
TUEBINGEN
ZOLLERNALBKREIS
ULM-KRFR.ST.
ALB-DONAU-KREIS
BIBERACH
BODENSEEKREIS
RAVENSBURG
SIGMARINGEN
INGOLSTADT-KRFR.ST.
MUENCHEN-KRFR.ST.
ROSENHEIM-KRFR.ST.
ALTOETTING
BAD TOELZ-WOLFRATSHAUSEN
BERCHTESGARDENER LAND
DACHAU
EBERSBERG
EICHSTAETT
ERDING
FREISING
FUERSTENFELDBRUCK
GARMISCH-PATENKIRCHEN
LANDSBERG A.LECH
MIESBACH
MUEHLDORF A.INN
MUENCHEN
NEUBURG-SCHROBENHAUSEN
PFAFFENHOFEN A.D.ILM
ROSENHEIM
STARNBERG
TRAUNSTEIN
WEILHEIM-SCHONGAU
LANDSHUT-KRFR.ST.
PASSAU-KRFR.ST.
STRAUBING-KRFR.ST.
DEGGENDORF
DINGOLFING-LANDAU
FREYUNG-GRAFENAU
KELHEIM
LANDSHUT
PASSAU
REGEN
ROTTAL-INN

LAHN-DILL-KREIS
LIMBURG-WEILBURG
MAIN-TAUNUS-KREIS
MAIN-TAUNUS-KREIS
ODENWALDKREIS
OFFENBACH
RHEINGAU-TAUNUS-KREIS
VOGELSBERGKREIS
WETTERAUKREIS
KASSEL-KRFR.ST.
FULDA
HERSFELD-ROTENBURG
KASSEL
MARBURG-BIEDENKOPF
SCHWALM-EDER-KREIS
WALDECK-FRANKENBERG
WERRA-MEISSNER-KREIS
KOBLENZ-KRFR.ST.
AHRWEILER
ALTENKIRCHEN(WW)
BAD KREUZNACH
BIRKENFELD
COCHEM-ZELL
MAYEN-KOBLENZ
NEUWIED
RHEIN-HUNSRUECK-KREIS
RHEIN-LAHN-KREIS
WESTERWALDKREIS
TRIER-KRFR.ST.
BERNKASTEL-WITTLICH
BITBURG-PRUEM
DAUN
TRIER-SAARBURG
FRANKENTHAL(PFALZ)-KRFR.ST.
KAISERSLAUTERN-KRFR.ST.
LANDAU I.D.PFALZ-KRFR.ST.
LUDWIGSHAFEN A. RHEIN-KRFR.ST.
MAINZ-KRFR.ST.
NEUSTADT A.D.WEINSTR.-KRFR.ST.
PIRMASENS-KRFR.ST.
SPEYER-KRFR.ST.
WORMS-KRFR.ST.
ZWEIBRUECKEN-KRFR.ST.
ALZEY-WORMS
BAD DUERKHEIM
DONNERSBERGKREIS
GERMERSHEIM
KAISERSLAUTERN
KUSEL
SUEDLICHE WEINSTRASSE
LUDWIGSHAFEN
MAINZ-BINGEN
PIRMASENS
STUTTGART-KRFR.ST.
BOEBLINGEN
ESSLINGEN
GOEPPINGEN
LUDWIGSBURG
REMS-MURR-KREIS
HEILBRONN-KRFR.ST.
HEILBRONN
HOHENLOHEKREIS
SCHWAEBISCH-HALL
MAIN-TAUBER-KREIS
HEIDENHEIM

SAAR-PFALZ-KREIS
ST. WENDEL
BERLIN

BIBLIOGRAPHIE

BLONK, W.A.G. (1979),"*Transportation and Regional Development: An International Handbook*", Farnoborough, Ed. Saxon House.

BLUM, U.C.H. (1987), *"Determinants of Regional Unemployment: An Analysis of Regional Labor Demand and Regional Labor Market Disparities in West Germany, 1980"*, Département de sciences économiques, Université de Montréal, cahier #8713.

BLUM, U.C.H. (1987), *"A Distributed "Lag" for Spatially Correlated Residuals"*, Centre de Recherche sur le Transport #512 ou Département de sciences économiques, Université de Montréal, cahier #8711.

BLUM, U.C.H. (1984), *"The Impact of Location and Centrality on Regional Income: The German Experience 1976 to 1980"*, Karlsruhe Paper in Economic Policy Research, Ed. Rolf H. Funck, Vol. 3.

BLUM, U.C.H. (1984), *"The Development and the Effects of Transportation Investments in West Germany,1960-1980"*, Report of the Sixty-sixth round table on transport economics held in Paris on 27th - 28 th September 1984, European Conference of Ministers of Transport.

BLUM, U.C.H. (1982), *"Effects of Transportation Investments on Regional Growth"*, Regional Science Association Paper, 49 (1982), pp. 169-184.

GAUDRY, M.J.I. et DAGENAIS, M.G. (1979), *"Heteroscedasticity and the Use of Box-Cox Transformation"*, Economics Letters, Vol. 2, no 3, pp. 225-229.

HUDDLESTON, J.R. (1984), *"Tax Increment Financing as a State Development Policy"* Growth and Change, April 1984, 15(2), pp. 11-17.

LIEM, T.C., DAGENAIS, M.G. et GAUDRY, M.J.I. (1987), D.S.D.M. Project, *"L-1.2: A Program for Box-Cox Transformations in Regression Models with Heteroskedastic and Autoregressive Residuals"*, Centre de recherche sur les transports, publication #301 ou Département de sciences économiques, Université de Montréal, cahier #8314.

MADDALA, G.S. (1983), *"Limited-Dependant and Qualitative Variables in Econometrics"* Cambridge, Cambridge University Press.

PLASSARD, F. (1977), *"Les autoroutes et le développement régional"*, Economica, Presses Universitaires de Lyon.

"Transportation and Regional Development" (1970), Proceedings of a Conference Center for Transportation Studies, University of Manitoba, Winnipeg, December 1970.